

変動相場制下における購買力平価の実証分析（続編）

橋 本 次 郎

2016年7月

新潟産業大学経済学部紀要 第47号別刷

BULLETIN OF NIIGATA SANGYO UNIVERSITY
FACULTY OF ECONOMICS

No.47 July 2016

変動相場制下における購買力平価の実証分析（続編）

橋本 次郎

An Empirical Analysis of Purchasing Power Parity under Floating Exchange Rate System, Sequel

Jiro HASHIMOTO

要旨

変動相場期における購買力平価について、相対価格と為替レートの因果分析¹の続編として、相対価格を構成する自国の価格と米国の価格、そして為替レートの3変数について因果分析を行う。対象の為替レートは対ドル円レート、対ドル・ポンドレート、対ドル・カナダドルレートである。拙著（2015）では為替レートから相対価格へのグレンジャー（Granger）の意味での因果が確認された。本稿では為替レートから自国価格への因果なのか、米国価格への因果なのかを明らかにする。3変数間の因果分析を2変数間のペア因果分析に加えて、3変数を同時に扱ったブロック外生性テストでも因果分析を行う。この分析ではVARモデルを用いるので、その推定結果を使ってインパルス応答分析も行う。そして変数間の影響関係について分析する。

キーワード 相対価格、VARモデル、グレンジャー因果、ブロック外生性、インパルス応答

目次

1. はじめに
2. 日本の対ドル円レートの因果分析
3. 英国の対ドル・ポンドレートの因果分析
4. カナダの対ドル・カナダドルレートの因果分析
5. おわりに

1. はじめに

拙著（2015）において、日本の対ドル円レート、英国の対ドル・ポンドレートでは、相対的輸出価格を取り上げた。カナダについては対ドル・カナダドルレートと相対的生産者価格の関係を分析した。その中での実証分析では、為替レートから相対価格への因果関係が強く検出された。では相対価格を構成する自国価格への因果なのか、米国価

格への因果なのかを明らかにする必要がある。その結果によって「市場ごとの価格設定」²なのか、どうかの判断材料を提供出来ると考えられるからである。当該2国での価格設定は各国の経済事情が優先されるので、2国の価格の間に因果関係・影響関係があるかどうかを調べる必要があると思われる。個別の2変数ペアでの因果分析はグレンジャーの因果分析を適応させることで、3変数間の因果分析が可能である。もう一つの試みは、互いの影響関係が無視できない場合は、ブロック外生性テストを利用するのが適当である。それは2変数間の因果を分析する際、第3の影響関係を考慮に入れて分析することになるからである。

本稿では拙著（2015）で行った為替レートと購買力平価の因果分析をさらに為替レート、自国価格指数、米国価格指数の3変数間での因果分析に展

¹ 橋本(2015)「変動相場制下における購買力平価の実証分析」、2015年6月新潟産業大学経済学部紀要・第45号を参照のこと。

² 市場が分断され、転売による裁定取引が困難な場合、貿易財の生産者は個々の市場ごとの価格設定を行うことが出来る。「市場ごとの価格設定」PTM(Pricing-to-market)とは自国輸出価格を為替変動に合わせて事前に価格調整を行うことである。Goldberg and Knetter(1997)を参照のこと。

開する。具体的にみると、為替レートに対する購買力平価は内外の相対価格で取り扱う。対米ドル為替レートの場合、その関係は次式のように米国の価格指数に対する自国価格指数になる。

$$FERd = PPPds = PId/PIs$$

ここで FERd は対米ドル・為替レート（これ以降混同の可能性がない場合、対ドル為替レートと表記する）、PId は自国価格指数、PIs は米国価格指数、相対価格 PId/PIs は対米購買力平価 PPPs をあらわす。拙著（2015）では、日本の対ドル・円レート、英国の対ドル・ポンドレート、そしてカナダの対ドル・カナダドルレートの 3 カ国通貨で因果分析を行った。分析の結果は対ドル・為替レートから対米購買力平価へのグレンジャーの意味での一方的因果が強く現れていた。

本稿では、対米購買力平価を構成する自国価格指数と米国価格指数、そして対ドル為替レートとの 3 変数間での因果関係を各 2 変数間のペア因果分析とブロック外生性による因果分析を取り入れて、その因果関係の方向性を分析する。本稿では拙著（2015）で用いた同期間のデータを計量経済ソフト EViews³ を使って分析する。

グレンジャーの因果関係⁴

2 変数間（ x , y ）の VAR モデルを使って簡単化して用いる。変数（ x , y ）は因果関係があると思われるが、次のようなモデルの場合、(1.1a) 式を用いて係数 $c_{1k} = 0$ ($k = 1, 2, \dots, p$) が有意にゼロでなければ、 y から x にグレンジャーの意味で因果関係がある。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + \dots + b_{1p}x_{t-p} + c_{11}y_{t-1} + \dots + c_{1p}y_{t-p} + e_{1t} \quad (1.1a)$$

$$y_t = a_2 + b_{21}y_{t-1} + \dots + b_{2p}y_{t-p} + c_{21}x_{t-1} + \dots + c_{2p}x_{t-p} + e_{2t} \quad (1.1b)$$

グレンジャーの因果関係を調べるには、(1.1a) 式において「 $c_{11} = \dots = c_{1p} = 0$ 」という帰無仮説を検定すればよい。 $c_{11} = \dots = c_{1p} = 0$ に制約した推計の残差二乗和を RSS_r とし、(1.1a) 式をそのま

ま無制約にした推計の残差二乗和を RSS_u とすれば、次の F 検定を行うことが出来る。

$$F = \frac{(RSS_r - RSS_u)/p}{RSS_u/(n - 2p - 1)}$$

ここで n はデータ数、 p は係数をゼロとした制約数を表す。 x から y にグレンジャーの意味で因果関係を調べるには、同様に (1.1b) 式を用いて、 x_{t-k} ($k = 1, 2, \dots, p$) の係数 $b_{21} = \dots = b_{2p} = 0$ という帰無仮説を検定すればよい。これは（ x , y ）のペアの因果関係を調べていることになるので、モデルが 3 変数の場合は 3 変数 VAR モデルを使うことになる。

3 変数の場合⁵

まず 3 変数（ x , y , z ）についてグレンジャーの因果分析には 2 つの方法がある。第 1 の方法については、たとえば y は x とグレンジャーの意味で因果関係があるか否かを見るには、(1.1a) 式において「 $c_{11} = \dots = c_{1p} = 0$ 」という帰無仮説を検定したように、 x と y 、 y と z 、 z と x とペアを組み合わせる因果分析する方法である。第 2 の方法は、 x と y に z を追加したモデル

$$\begin{aligned} x_t = & a_1 + b_{11}x_{t-1} + \dots + b_{1p}x_{t-p} \\ & + c_{11}y_{t-1} + \dots + c_{1p}y_{t-p} \\ & + d_{11}z_{t-1} + \dots + d_{1p}z_{t-p} + e_{1t} \end{aligned} \quad (1.1c)$$

において $c_{11} = \dots = c_{1p} = 0$ を検定する方法である。この 2 つの検定結果は異なる場合があるので注意が必要である。

次にブロック外生性テストについて、その際には 3 変数（ x , y , z ）の VAR モデルを考える。この VAR モデルで z が x に対しても y に対してもグレンジャーの意味で因果性を持たなければ、 z をモデルから除外することが考えられる。逆に、グレンジャーの意味での因果性を持っていればモデルに加えるべきこととなる。この検定をブロックの外生性 (block exogeneity) をみる因果テストという。簡単化のためにラグ次数 1 の VAR(1) モデルを例にとる。

³ EViewsはQuantitative Micro Software (<http://www.eviews.com>) 社の登録商標である。本稿ではバージョン 9 を用いて計算されている。

⁴ 松浦克己／コリン・マッケンジー著「EViewsによる計量経済分析[第2版]」、東洋経済新報社、2012年5月を参照しながらまとめたものである。

⁵ 山澤（2004）「第14章、第3節グレンジャーの因果関係」、松浦／マッケンジー（2012）「第7章、連立方程式モデルの6節グレンジャーの因果性の検定」を参照しながらまとめた。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + c_{11}y_{t-1} + d_{11}z_{t-1} + e_{xt} \quad (1.2a)$$

$$y_t = a_2 + b_{21}x_{t-1} + c_{21}y_{t-1} + d_{21}z_{t-1} + e_{yt} \quad (1.2b)$$

$$z_t = a_3 + b_{31}x_{t-1} + c_{31}y_{t-1} + d_{31}z_{t-1} + e_{zt} \quad (1.2c)$$

に対して、 $d_{11} = d_{21} = 0$ の制約を加えた式を考える。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + c_{11}y_{t-1} + e_{xt} \quad (1.3a)$$

$$y_t = a_2 + b_{21}x_{t-1} + c_{21}y_{t-1} + e_{yt} \quad (1.3b)$$

(1.2a) 式と (1.2b) 式の制約の無い VAR モデルの誤差項の分散共分散行列の推定量を Ω_u 、(1.3a) 式と (1.3b) 式の制約のある VAR モデルの誤差項の分散共分散行列の推定量を Ω_r とする。制約が正しければ Ω_u と Ω_r にあまり差は無いはずである。制約が間違っていれば差は大きいはずである。この考えを利用して、ブロック外生性テストを行う。帰無仮説 ($d_{11} = d_{21} = 0$) のもとで次式は漸近的に自由度 2 のカイ二乗分布に従う。

$$n \times (\log|\Omega_r| - \log|\Omega_u|) \quad (1.4)$$

ここで n はデータ数である。一般的にラグ次数を p とする VAR(p) モデルの場合には自由度 $2p$ のカイ二乗分布に従う。

3 変数など複数の時系列に対するグレンジャーの因果分析で、2 変数間ペアによる因果分析と、ブロック外生性テストによる因果分析は、イメージ的には単相関と偏相関の関係に似ている。2 変数間ペア因果分析は時系列データ版の単相関分析、ブロック外生性テストによる因果分析は偏相関分析に対応してイメージすれば理解しやすいと思う。グレンジャーの因果関係は、過去の変数が予測に役立つか否かを影響関係の有無でみるものである。またその「因果の方向性」の概念は時間的先行遅延関係⁶に基づくものである。時系列分析を用いた影響関係の分析の考え方に、誤差項の影響がどのように各変数に伝播するかを考慮する方法がある。その方法はインパルス応答関数による分析である。本稿では 3 変数による VAR モデルの推定結果を用いて、インパルス応答関数による分析を因果分

析結果への補強材料として行う。

インパルス応答関数による分析は、3 変数 VAR モデルであるなら、たとえば (1.2a) (1.2b) (1.2c) の 3 式の誤差項の第 1 期に $e_{x1} = 1$ 、 $e_{y1} = 0$ 、 $e_{z1} = 0$ と与えて、その後はすべて 0 となる誤差の値でシミュレーション計算する。このような誤差項の与え方は、 x の誤差項に衝撃 (イノベーション、innovation) を与えているので、第 1 期にインパルスを与えたという。このインパルスは自身のみならず第 2 期以降に他の変数 y や z へ波及していく。この波及のあり方を見て変数間の影響関係を分析するのである。分析計算では x だけでなく y の第 1 期の誤差項に 1 を与えて他はゼロ、あるいは z の誤差項に 1 を与えて他はゼロという形が設定されるので、3 種類の計算が行われる。 x 以外の他の 2 つを含めて第 1 期の状況をまとめれば

$$e_{x1} = 1, e_{y1} = 0, e_{z1} = 0 \quad (1.5a)$$

$$e_{x1} = 0, e_{y1} = 1, e_{z1} = 0 \quad (1.5b)$$

$$e_{x1} = 0, e_{y1} = 0, e_{z1} = 1 \quad (1.5c)$$

となる。この後は実際に日本の対ドル円レート、英国の対ドル・ポンドレート、そしてカナダの対ドル・カナダドルレートの分析を行う。

2. 日本の対ドル円レートの因果分析

拙著 (2015) での分析結果を踏まえて日本の対ドル円レートの分析を同じ観測期間で行う。すなわち利用データは 1979 年第 1 四半期から 2013 年第 2 四半期まで (これ以降の年、期の表示は 1979Q1 ~ 2013Q2 とする。Q は Quarterly の四半期を表す) の四半期データを用いている。為替レートは期平均の対ドル円レート指数 FERJjp、為替レートは期間平均で指数化 (期間平均値は 139.47 円/ドルなので FERJjp=FERjp/139.47) している。購買力平価としては日本と米国 (これ以降、日米と表示する) の相対的輸出価格指数 XPIjs を用いる。両国の輸出価格指数は 2005 年を基準年 = 100 にした指数系列である。次の図 1 は 1981Q4 から 2013Q2 期までを共通分析期間とするものである。

⁶ 「因果の方向性」の概念については、刈屋／翁 (1987) を参照のこと。外生性、先行性、グレンジャーの因果については、山本 (1988) が詳しい。

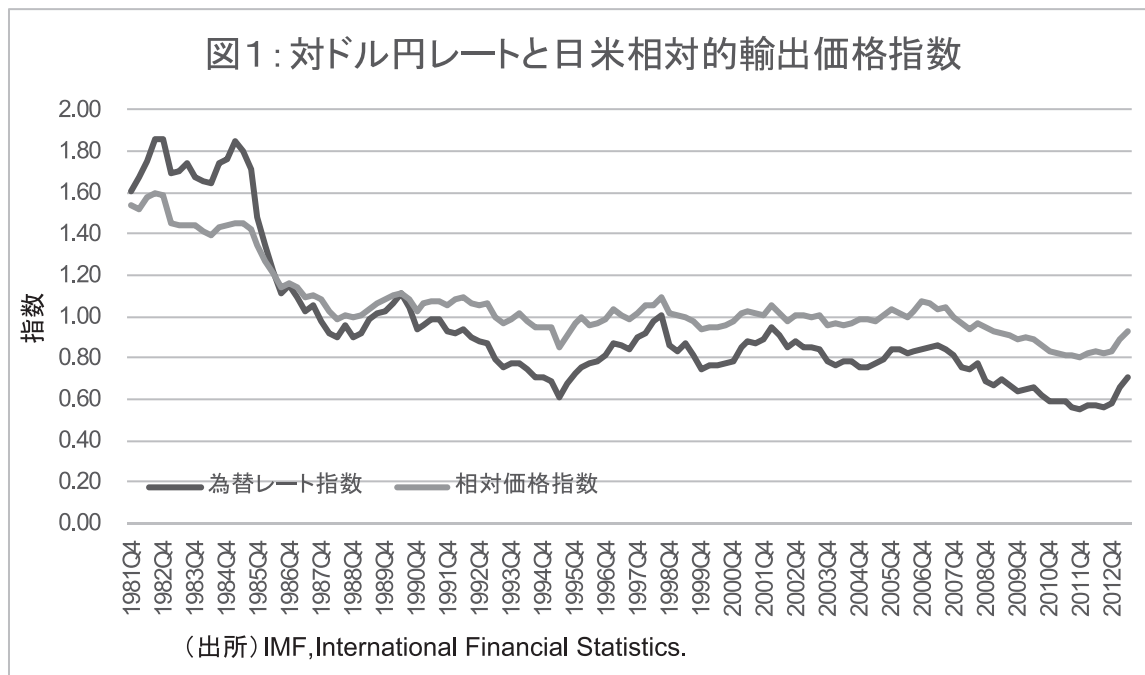


図1では、対ドル円レートと日米相対的輸出価格指数（これ以降は単に輸出価格と表示する）で表した購買力平価が連動している様子が伺える。実証分析では次のようにして対数変換をして用いる。すなわち、 $LFERIJP = \log(FERIjp)$ 、 $LXPIJS = \log(XPIjs)$ で期間は 1979Q1～2013Q2 である。この2系列を単位根検定した結果、単位根を棄却できなかったので1次階差系列、すなわち $DLFERIJP = D(LFERIJP)$ 、 $DLXPIJS = D(LXPIJS)$ で因果分析を行う。 $D()$ は1次階差変換を表す（これ以降についても同様の変数変換を行う）。EViews は VAR モデルの最適ラグ次数を赤池情報基準 AIC、シュバルツの情報基準 SC などで自動計算表示⁷してくれるのでそれを用いる。実際に選択したラグ次数は2番目に小さい AIC 値を示したラグ次数4を選択することにした。ラグ次数4の $DLFERIJP$ と $DLXPIJS$ の因果分析結果は図表1にまとめられている。

⁷ 実際の計算結果は以下の表で示される。本稿ではSCはラグ次数が少なくなる傾向があるため、AICを用いて最適ラグ次数判断を行うが、この結果ではラグ次数8が最適次数と判定されている。四半期モデルなので1年4四半期を最大限ラグ次数と考えているため、そしてラグ次数4は2番目に小さいAIC値を示しているため、ラグ次数4を最適ラグ次数として選択することにした。

⁸ AICが最小値を示したラグ次数8でも、その推定結果を使って因果分析を行ったが、ラグ次数4と同じ結果を示した。

⁹ 拙著(2015)の計算では計量経済ソフトTSPを用いて計算された。

図表1：DLFERIJP と DLXPIJS 因果テスト

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 04/30/16 Time: 13:20
Sample: 1981Q4 2013Q2
Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLXPIJS does not Granger Cause DLFERIJP	127	0.64909	0.6286
DLFERIJP does not Granger Cause DLXPIJS		5.50626	0.0004

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DLFERIJP DLXPIJS
Exogenous variables: C
Date: 04/30/16 Time: 13:10
Sample: 1981Q4 2013Q2
Included observations: 127

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	541.0345	NA	7.05e-07	-8.488733	-8.443942*	-8.470535
1	548.5739	14.72261	6.67e-07	-8.544471	-8.410100	-8.489878
2	554.3636	11.12356	6.49e-07	-8.572656	-8.348704	-8.481667
3	564.3098	18.79592	5.91e-07	-8.666296	-8.352764	-8.538912
4	571.2149	12.83154	5.65e-07	-8.712046	-8.308933	-8.548266*
5	573.9477	4.992077	5.76e-07	-8.692089	-8.199395	-8.491914
6	575.3836	2.577992	6.00e-07	-8.651711	-8.069436	-8.415140
7	575.7064	0.669356	6.36e-07	-8.593802	-7.921947	-8.320836
8	589.3435	23.62328*	5.47e-07*	-8.745567*	-7.984131	-8.436205

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

この結果は F 値から判断された有意確率を見ることで検定が出来る。 $DLXPIJS$ は有意確率 0.6286 で $DLFERIJP$ の原因とならないという帰無仮説を棄却できないので、原因変数とはならない。一方、 $DLFERIJP$ は有意確率 0.0004 で $DLXPIJS$ の原因とならないことを棄却するので、原因変数となる。この結果は対ドル円レートから日米の相対的輸出価格へのグレンジャーの意味での一方的な因果関係⁸を示している。この結果は拙著(2015)と同じ結果⁹である。

グレンジャーの因果分析：3変数個別ペア

対ドル円レートでは、為替レートから日米相対的輸出価格への一方的な因果関係が示された。この結果から判断する際、対ドル円レートは日本の輸出価格へ影響したのか、それとも米国輸出価格に影響したのかが判別できない。そこで、この3変数間の因果関係を各2変数間のペアでの分析をまず行う。日本の輸出価格指数、米国の輸出価格指数についても対数変換を行う。すなわち、 $LXPIJP = \log(XPIJP)$ 、 $LXPIUS = \log(XPIUS)$ である。この2変数についての単位根検定は、単位根であることを棄却できなかったため、1次階差を求める。すなわち、 $DLXPIJP = D(LXPIJP)$ 、 $DLXPIUS = D(LXPIUS)$ である。

よって、DLFERIJP、DLXPIJP、DLXPIUSの3変数VARモデルを推計する。まずは最適ラグ次数を求める。先程と同様な方法でEViewsを用いて最適ラグ次数を自動計算する。ここでもAIC赤池情報基準を用いるとラグ次数4が最適次数と判断された。この結果を踏まえてDLFERIJP、DLXPIJP、DLXPIUSの3変数ラグ次数4のVAR(4)モデルの推計を用いて因果分析を行う。ペアごとの分析結果は図表2に記されている。

図表2：為替レート、日本、そして米国の輸出価格のペア因果分析

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob
DLXPIJP does not Granger Cause DLFERIJP	127	1.51480	0.2023
DLFERIJP does not Granger Cause DLXPIJP		4.89376	0.0011
DLXPIUS does not Granger Cause DLFERIJP	127	1.08090	0.3692
DLFERIJP does not Granger Cause DLXPIUS		2.92841	0.0238
DLXPIUS does not Granger Cause DLXPIJP	127	2.07678	0.0882
DLXPIJP does not Granger Cause DLXPIUS		1.32549	0.2645

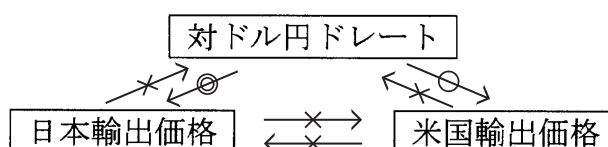
最初の日本の輸出価格 DLXPIJP と対ドル円レート DLFERIJP のペア因果については、DLXPIJP は F 値による有意確率が 0.2023 なので DLFERIJP の原因変数とはならない。DLFERIJP から DLXPIJP への因果関係は F 値による有意確率が 0.0011 なので有意水準 1% で DLFERIJP から DLXPIJP へのグレンジャーの意味で一方的因果と判定される。

第2段では、米国の輸出価格 DLXPIUS と対ド

ル円レート DLFERIJP のペア因果である。DLXPIUS は F 値による有意確率が 0.3692 なので DLFERIJP の原因とならない。DLFERIJP から DLXPIUS への因果は有意確率が 0.0238 なので有意水準 5% で DLFERIJP から DLXPIUS へのグレンジャーの意味で一方的因果と判定される。

第3段の米国の輸出価格 DLXPIUS と日本の輸出価格 DLXPIJP との因果関係については、DLXPIUS から DLXPIJP への因果は有意確率で 0.0882 なので有意水準 5% では認められない。逆方向の DLXPIJP から DLXPIUS へも有意確率で 0.2645 なので因果は認められない。よって DLXPIUS と DLXPIJP は因果的には互いに無関係である。以上を図にまとめると、

図2：ペアの因果関係



注意：◎：有意水準 1% で因果がある、○：有意水準 5% で因果がある、×：因果が無い、を示す。

対ドル円レート、日本、そして米国の輸出価格のブロック外生性

次に行うのは3変数によるブロック外生性をみる因果関係テストである。計算に用いられるVARモデルの推定結果はペアの因果分析で用いた3変数VAR(4)モデルのものである。この分析結果は図表3に示されている。この結果はVARモデルにおけるグレンジャーの因果分析をブロック外生性テストとして行ったものである。検定統計量はカイ2乗分布に従ったワルド検定になっている。

第1段は対ドル円レート DLFERIJP を従属変数にした日本の輸出価格 DLXPIJP、米国の輸出価格 DLXPIUS の3変数による分析である。最初は除外された Excluded 変数が DLXPIJP なので、DLXPIJP から DLFERIJP への因果分析となる。ラグ次数が4なので自由度は4となる。カイ2乗分布による有意確率は 0.3346 なので、DLXPIJP から DLFERIJP への原因とならないという帰無仮説は棄却できないので、DLXPIJP は DLFERIJP

への原因変数ではない。次は、除外された Excluded 変数が DLXPIUS なので、DLXPIUS から DLFERIJP への因果分析となる。有意確率が 0.5732 なので、DLXPIUS から DLFERIJP への原因とならない帰無仮説は棄却できない。よって DLXPIUS は DLFERIJP の原因変数ではない。最後の除外された Excluded 変数が All は DLXPIJP と DLXPIUS の 2 変数が除外され状態からの DLFERIJP への因果分析となる。自由度は 8 のカイ 2 乗分布による有意確率は 0.3498 なので、

図表 3：円ドル為替レート、日本、そして米国の輸出価格のブロック外生性テスト¹⁰

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 04/30/16 Time: 14:17			
Sample: 1981Q4 2013Q2			
Included observations: 127			
Dependent variable: DLFERIJP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLXPIJP	4.567508	4	0.3346
DLXPIUS	2.908737	4	0.5732
All	8.911904	8	0.3498
Dependent variable: DLXPIJP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLFERIJP	19.45898	4	0.0006
DLXPIUS	8.528172	4	0.0740
All	28.85441	8	0.0003
Dependent variable: DLXPIUS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLFERIJP	10.48128	4	0.0331
DLXPIJP	4.328213	4	0.3634
All	16.07445	8	0.0413

DLXPIJP と DLXPIUS から DLFERIJP への原因とならないので、この 2 変数は同時に取り扱っても DLFERIJP への原因変数ではない。この結果から為替レートは外生性が強い変数と判定される。すなわち日米のどの輸出価格からも為替レートへの影響関係は無いことになり、購買力平価変数としての相対的輸出価格から為替レートへの影響関

係も無いことが確かめられた。

第 2 段は日本の輸出価格 DLXPIJP を従属変数に対ドル円レート DLFERIJP、米国の輸出価格 DLXPIUS の 3 変数による分析である。最初は除外された変数が DLFERIJP なので、DLFERIJP から DLXPIJP への因果分析となる。有意確率が 0.0006 なので、DLFERIJP は有意水準 1 % で DLXPIJP の原因変数となる。次は、除外された Excluded 変数が DLXPIUS なので、DLXPIUS から DLXPIJP への因果分析となる。有意確率が 0.0740 なので、DLXPIUS は有意水準 5 % で DLXPIJP への原因変数ではない。最後の除外された Excluded 変数が All は DLFERIJP と DLXPIUS が除外され状態からの DLXPIJP への因果分析となるが、これは DLFERIJP から DLXPIJP へは有意水準 1 % で原因変数となることから明らかである。

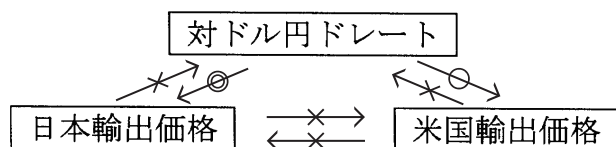
第 3 段は米国の輸出価格 DXPIUS を従属変数に対ドル円レート DLFERIJP、日本の輸出価格 DLXPIJP の 3 変数による分析である。最初は除外された変数が DLFERIJP なので、DLFERIJP から DLXPIUS への因果分析となる。有意確率が 0.0331 なので、DLFERIJP は有意水準 5 % で DLXPIUS の原因変数である。次は、除外された Excluded 変数が DLXPIJP なので、DLXPIJP から DLXPIUS への因果分析となる。有意確率が 0.3634 なので、DLXPIJP は DLXPIUS の原因変数ではない。最後の除外された Excluded 変数が All は DLFERIJP と DLXPIJP が除外され状態からの DLXPIUS への因果分析となるが、これは DLFERIJP から DLXPIUS へは有意水準 5 %（有意確率 0.0331）で原因変数となることから明らかである。

このブロック外生性テストによるグレンジャーの因果分析結果は、左記のペアでの因果分析結果と同じで、日本の輸出価格 DLXPIJP と米国の輸出価格 DLXPIUS から対ドル円レート DLFERIJP への因果関係は無いが、逆に対ドル円レートから日米の輸出価格への因果関係がある。対ドル円レートが最も外生性が強い。検定統計量の数値（有意確率の値）からは対ドル円レートは米国よりも自国である日本の輸出価格により強く因果としての影響を与えている。このことは米国よりも日本

¹⁰ ブロック外生性テストの見方について、Excluded が 1 変数のところは 3 変数グレンジャーの因果分析の第 2 の方法に当たる。ALL のところがブロック外生性テスト結果である。

の輸出価格の方が「市場ごとの価格設定」を示唆するものである。以上の因果関係を図に表すと以下の通りである。

図3：ブロック外生性テストによる因果関係



注意：⊙：有意水準1%で因果がある、○：有意水準5%で因果がある、×：因果が無い、を示す。

また、この結果から日米の輸出価格の間には因果関係がないことが確認された。

3変数間のインパルス応答関数による分析

この分析結果は図表4、図表5をみることで理解が深まる。図表4の計算はラグ次数4の3変数VAR(4)モデルの10期間におけるインパルス応答

計算である。第1段が(1.5a)、第2段が(1.5b)、第3段が(1.5c)に対応する。インパルス計算はしばらくするとその影響はゼロに収束していくのが通例である。数値の動きだけを見てもよくわからないので、それを図にまとめたのが図表5である。第1段の対ドル円レートDLFERIJPのインパルスの影響計算では、DLXPIJPは2期目に、DLXPIUSは4期5期6期目に影響が大きく出ている。これはブロック外生性テストの為替レートから、日米の輸出価格への因果関係に対応している。

第2段の日本の輸出価格DLXPIJPのインパルスの影響計算では、DLXPIUSは2期3期4期目に影響が大きく出ている。第3段の米国の輸出価格DLXPIUSのインパルス影響計算では、あまり他変数に影響は現れていない。図表6は各インパルス計算の累積計算図である。インパルス計算はしばらくするとその影響はゼロに収束していくが、累積計算をすれば10期間での影響の度合いが強調されるので、影響関係を見る上で判断の助けに

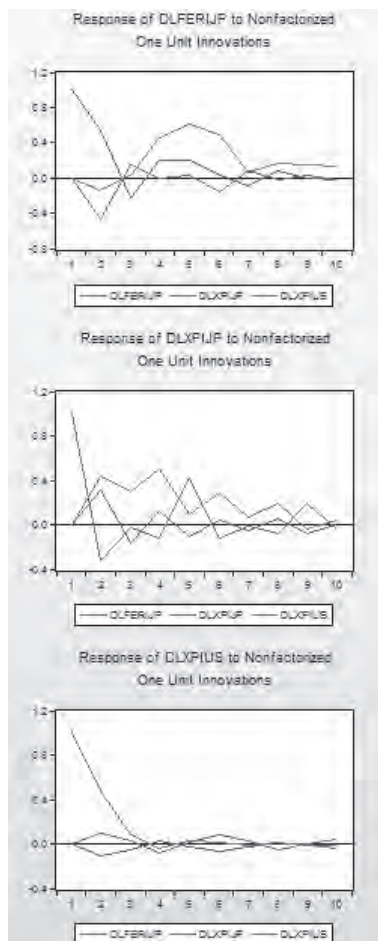
図表4：インパルス応答計算

Response of DLFERIJP:			
Period	DLFERIJP	DLXPIJP	DLXPIUS
1	1.000000	0.000000	0.000000
2	0.536187	-0.472353	-0.150425
3	-0.228926	0.150939	0.022997
4	0.202849	0.000582	0.453105
5	0.194475	0.029207	0.613181
6	0.030662	-0.158599	0.497313
7	-0.086496	0.081263	0.071187
8	0.087526	-0.026277	0.167650
9	-0.007785	0.036012	0.148015
10	-0.030133	-0.027514	0.140035

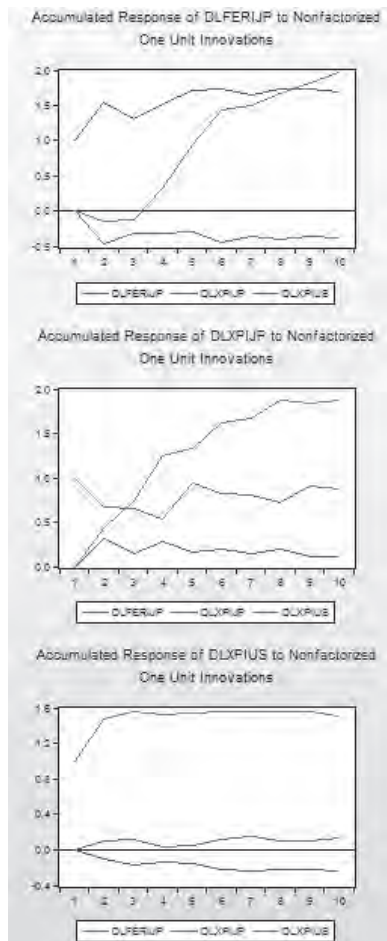
Response of DLXPIJP:			
Period	DLFERIJP	DLXPIJP	DLXPIUS
1	0.000000	1.000000	0.000000
2	0.312037	-0.331160	0.435022
3	-0.159976	-0.020627	0.301189
4	0.121444	-0.121431	0.502455
5	-0.110617	0.417533	0.089685
6	0.034053	-0.125041	0.283879
7	-0.059487	-0.018730	0.062043
8	0.058006	-0.080719	0.195082
9	-0.088008	0.187843	-0.038149
10	-0.001898	-0.035878	0.047126

Response of DLXPIUS:			
Period	DLFERIJP	DLXPIJP	DLXPIUS
1	0.000000	0.000000	1.000000
2	-0.106747	0.093621	0.480791
3	-0.056235	0.022343	0.081285
4	0.032736	-0.076693	-0.039805
5	-0.021521	0.007317	0.024926
6	-0.061982	0.075981	0.011176
7	-0.021128	0.023970	-0.008106
8	0.018384	-0.047543	0.009712
9	-0.006992	-0.005939	-0.010700
10	-0.019929	0.033978	-0.035381

図表5：インパルス応答図



図表6：累積インパルス応答図



なる。図表6の上段図ではDLFERIJPのインパルスがDLXPIUSに強く現れている。中段図ではDLXPIJPからDLXPIUSへの影響が強い。このインパルス応答関数からは対ドル円レートDLFERIJPと日本の輸出価格DLXPIJPから米国の輸出価格DLXPIUSへの影響関係が観察される。

このようなインパルスによる影響関係の分析は分かり易い面があるが、いくつかの点で注意が必要である。その一つはVARモデルにおける各誤差項が独立でない場合があり、互いに影響関係を持つことが取り上げられる。具体的には(1.2a)、(1.2b)、(1.2c)の各式の誤差項(e_{xt} 、 e_{yt} 、 e_{zt})である。インパルス応答計算でも同じであるが、そのままVARモデルを予測計算する場合はあまり意識しないが、影響関係を見る場合には注意が必要である。この場合コレスキー分解をして各誤差項が独立になるように変換を行ったうえでインパルス応答計算をすることが推奨されている。

3. 英国の対ドル・ポンドレートの因果分析

対ドル・ポンドレートの分析についても同じ観測期間で行う。為替レートは期平均の対ドル・ポンドレート指数FERIuk。為替レートは期間平均で

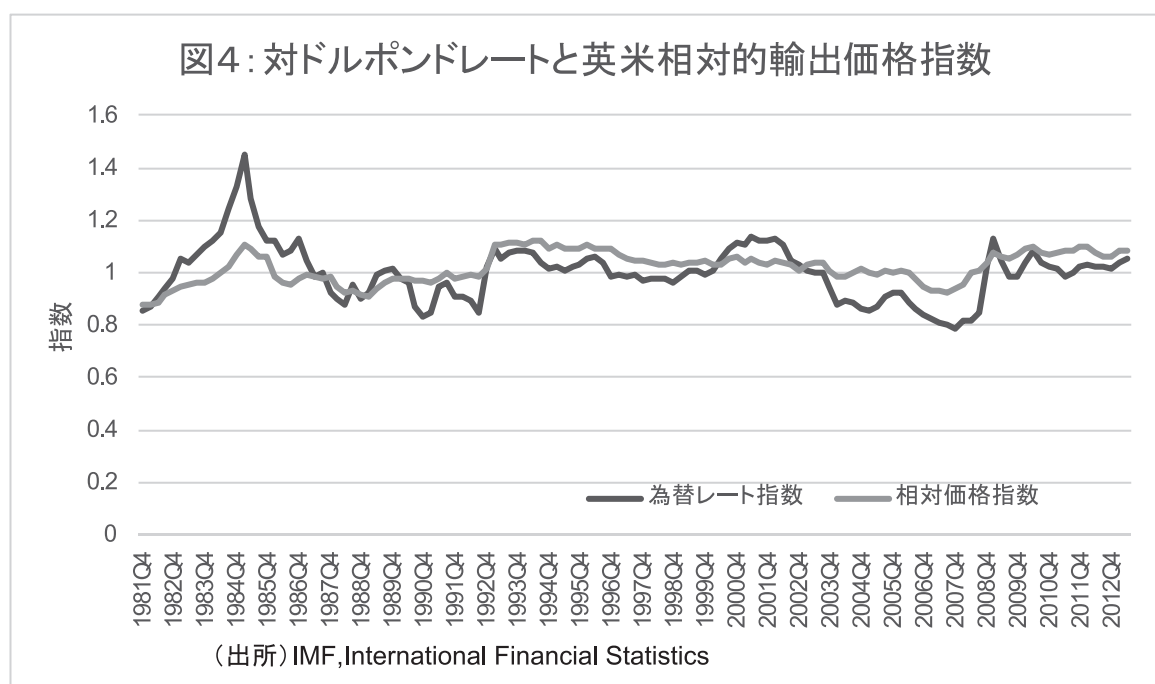
指数化(期間平均値で割って、 $FERIuk=FERuk/0.6198$)されている。購買力平価としては英国と米国(これ以降、英米と表示する)の相対的輸出価格指数XPIksを用いる。両国の輸出価格指数は2005年を基準年=100にした指数系列である。

図4では、対ドル・ポンドレートと英米相対的輸出価格指数で表した購買力平価が連動している。日本の場合と同様に、グレンジャーによる因果分析では次のようにして対数変換をして用いる。すなわち、 $LFERIUK=\log(FERIuk)$ 、 $LXPIKS=\log(XPIks)$ である。この2系列を単位根検定した結果、単位根を棄却できなかったので1次階差系列に変換する。すなわち $DLFERIUK=D(LFERIUK)$ 、 $DLXPIKS=D(LXPIKS)$ で因果分析を行った。

VARモデルの最適ラグ次数を赤池情報基準AICで判断する。その結果はラグ次数2が最適次数と判定されている。因果テストではDLFERIUKとDLXPIKSのラグ次数2のVAR(2)モデルの推定結果をもとにグレンジャーの因果分析を行った。その結果が図表7である。

図表7：DLFERIUKとDLXPIKSの因果テスト

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/08/16 Time: 17:29			
Sample: 1981Q4 2013Q2			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs.	F-Statistic	Prob.
DLXPIKS does not Granger Cause DLFERIUK	127	0.80258	0.4505
DLFERIUK does not Granger Cause DLXPIKS		15.5496	1.E-06



DLXPIKS は F 値から有意確率が 0.4505 なので DLFERIUK の原因変数ではない。一方、DLFERIUK は有意確率が 1.00E-06 なので DLXPIJS の原因変数となる。この結果はポンド為替レートから英米の相対的輸出価格へのグレンジャーの意味での一方的な因果関係を示している。この結果は拙著（2015）と同じ結果である。

グレンジャーの因果分析：3変数個別ペア

対ドル・ポンドレートでは、為替レートから英米相対的輸出価格への一方的な因果関係が示された。そこで、3変数間の因果関係を各2変数間のペアで分析を行う。英国、米国の輸出価格指数についても対数変換を行う。この2変数についても、単位根であることが棄却できなかったため、1次階差を求めた。よって、DLFERIUK、DLXPIUK、DLXPIUS の3変数 VAR モデルを推計する。ここでも AIC を用いるとラグ次数 3 が最適次数と判断されるので、この結果を踏まえて DLFERIUK、DLXPIUK、DLXPIUS の3変数 VAR(3) モデルで推計を行う。

図表 8：ポンド為替レート、英国、そして米国の輸出価格のペア因果分析

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/08/16 Time: 18:08			
Sample: 1981Q4 2013Q2			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLXPIUK does not Granger Cause DLFERIUK	127	2.36855	0.0741
DLFERIUK does not Granger Cause DLXPIUK		4.10939	0.0082
DLXPIUS does not Granger Cause DLFERIUK	127	3.55761	0.0164
DLFERIUK does not Granger Cause DLXPIUS		3.75224	0.0128
DLXPIUS does not Granger Cause DLXPIUK	127	1.06611	0.3662
DLXPIUK does not Granger Cause DLXPIUS		1.25635	0.2926

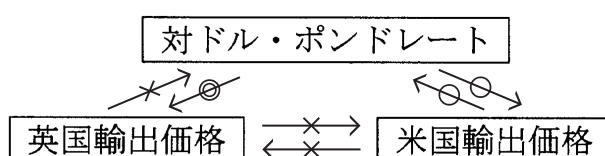
第1段の英国の輸出価格 DLXPIUK と対ドル・ポンドレート DLFERIUK のペア因果について、DLXPIUK は F 値による有意確率が 0.0741 なので有意水準 5% で DLFERIUK の原因変数とはならない。DLFERIUK は有意確率が 0.0082 なので有意水準 1% で英国の輸出価格 DLXPIUK の原因変数となる。よって DLFERIUK から DLXPIUK へのグレンジャーの意味で一方的因果と判定される。

第2段では、米国の輸出価格 DLXPIUS と対ドル・ポンドレート DLFERIUK のペア因果である。DLXPIUS は有意確率が 0.0164 なので有意水準 5% で DLFERIUK の原因変数となる。DLFERIUK は有意確率が 0.0128 なので有意水準 5% で

DLXPIUS の原因変数となる。よってこの 2 変数はグレンジャーの意味でフィードバック（相互依存）関係と判定される。

第3段の米国の輸出価格 DLXPIUS と英国の輸出価格 DLXPIUK との因果関係について、DLXPIUS は有意確率が 0.3662 なので DLXPIUK の原因変数とは認められない。逆方向の DLXPIUK も有意確率が 0.2926 なので DLXPIUS への因果は認められない。よってこの 2 変数はグレンジャーの意味で因果的には無関係と判定される。以上のことをまとめると、

図 5：ペアの因果関係



注意：◎：有意水準 1% で因果がある、○：有意水準 5% で因果がある、×：因果が無い、を示す。

対ドル・ポンドレート、英国、そして米国の輸出価格のブロック外生性

用いられる VAR モデルはペアの因果分析で用いた 3 変数 VAR(3) モデルの推定結果である。検定統計量はカイ 2 乗分布に従ったワルド検定になっている。

図表 9：ポンド為替レート、英国、そして米国の輸出価格のブロック外生性テスト

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 05/13/16 Time: 10:45
Sample: 1981Q4 2013Q2
Included observations: 127

Dependent variable: DLFERIUK			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLXPIUK	1.599030	3	0.6596
DLXPIUS	4.927465	3	0.1772
All	12.14725	6	0.0588

Dependent variable: DLXPIUK			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLFERIUK	13.69026	3	0.0034
DLXPIUS	4.673421	3	0.1973
All	17.17351	6	0.0087

Dependent variable: DLXPIUS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLFERIUK	13.66079	3	0.0034
DLXPIUK	6.207104	3	0.1020
All	17.76468	6	0.0068

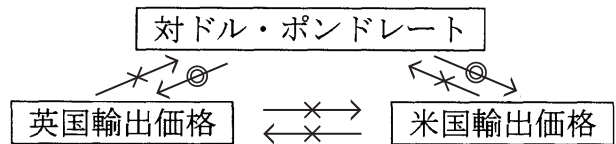
第1段は対ドル・ポンドレート $DLFERIUK$ を従属変数にした英国の輸出価格 $DLXPIUK$ 、米国の輸出価格 $DLXPIUS$ の3変数による分析である。 $DLXPIUK$ はカイ2乗分布による有意確率が0.6596なので、 $DLFERIUK$ の原因変数ではない。 $DLXPIUS$ は有意確率が0.1772なので、 $DLFERIUK$ への原因変数ではない。最後の除外変数がAllでは $DLXPIJP$ と $DLXPIUS$ の2変数が同時に除外され状態からの $DLFERIJP$ への因果分析となる。 $DLXPIUK$ と $DLXPIUS$ は自由度6のカイ2乗分布による有意確率が0.0588なので、 $DLFERIUK$ へは有意水準5%で $DLFERIUK$ への原因変数ではない。この結果、ポンド為替レートは外生性が強いと判定される。すなわち英米のどの輸出価格からも為替レートへの因果関係は明らかで少ないことになり、購買力平価変数としての相対的輸出価格からポンド為替レートへの因果の影響関係も少ないことが確かめられた。

第2段は英国の輸出価格 $DXPIUK$ を従属変数に対ドル・ポンドレート $DLFERIUK$ 、米国の輸出価格 $DLXPIUS$ の3変数による分析である。 $DLFERIUK$ は自由度3の有意確率が0.0034なので、有意水準1%で $DLXPIUK$ への原因変数となる。 $DLXPIUS$ は有意確率が0.1973なので、 $DLXPIUK$ への原因変数にはならない。

第3段は米国の輸出価格 $DXPIUS$ を従属変数にする3変数による分析である。 $DLFERIUK$ は有意確率が0.0034なので、有意水準1%で $DLXPIUS$ への原因変数となる。 $DLXPIUK$ は有意確率が0.1020なので、 $DLXPIUS$ への原因変数ではない。

このブロック外生性によるグレンジャーの因果分析結果は、上記のペアでの因果分析結果とほぼ同じで、英国の輸出価格 $DLXPIUK$ と米国の輸出価格 $DLXPIUS$ から対ドル・ポンドレート $DLFERIUK$ への因果関係は無いが、逆に対ドル・ポンドレートから英米の輸出価格への因果は認められる。対ドル・ポンドレートの外生性が強い。英国と米国の輸出価格間の因果関係はみられず、互いが無関係とみられる。以上の因果関係を図に表すと以下の通りである。

図6：ブロック外生性テストによる因果関係



注意：◎：有意水準1%で因果がある、○：有意水準5%で因果がある、×：因果が無い、を示す。

図5でのペア因果では、対ドル・ポンドレートと米国輸出価格が双方向のフィードバック関係であったが、ブロック外生性テストでは、対ドル・ポンドレートから米国輸出価格への一方的因果である。ブロック外生性テストの方が英国の輸出価格を考慮に入れた上での因果分析なので、より正確な分析結果と判断される。

3変数間のインパルス応答関数による分析

この分析結果は図表10、図表11をみることで理解が深まる。図表10の計算はラグ次数3の3変数VAR(3)モデルの10期間におけるインパルス応答計算である。それを図にまとめたのが図表11である。第1段の対ドル・ポンドレート $DLFERIUK$ のインパルスの影響計算では、 $DLXPIUK$ は3期4期目に、 $DLXPIUS$ は2期目、4期目に影響が大きく出ている。これはブロック外生性テストの為替レートから、英米の輸出価格への因果関係に対応している。第2段の英国の輸出価格 $DLXPIUK$ のインパルスの影響計算では、 $DLXPIUS$ には3期4期目に影響が大きく出ている。第3段の米国の輸出価格 $DLXPIUS$ のインパルス影響計算では、あまり他変数に影響は現れていない。

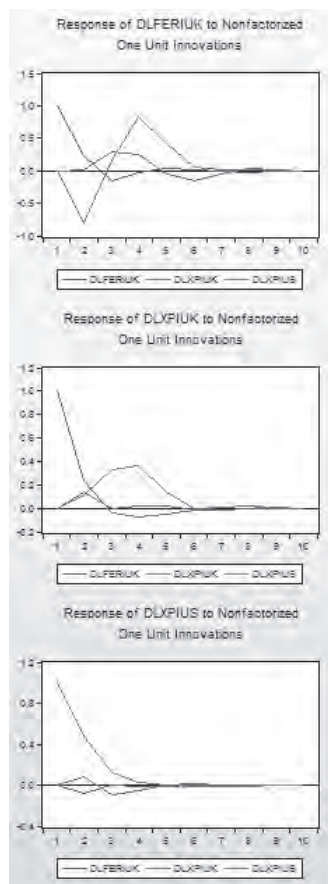
図表10：インパルス応答計算

Response of DLFERIUK:			
Period	DLFERIUK	DLXPIUK	DLXPIUS
1	1.000000	0.000000	0.000000
2	0.228971	0.023827	-0.800738
3	-0.149859	0.301058	0.154243
4	-0.034577	0.244909	0.835903
5	0.032917	-0.039474	0.414858
6	0.016226	-0.151944	0.067451
7	-0.014131	-0.050857	0.021705
8	-0.017721	0.027049	0.009354
9	-0.008556	0.021658	-0.006797
10	-0.001529	0.000310	-0.003411

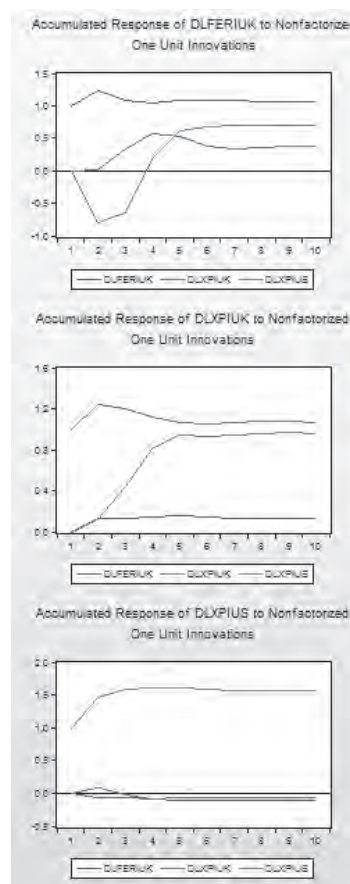
Response of DLXPIUK:			
Period	DLFERIUK	DLXPIUK	DLXPIUS
1	0.000000	1.000000	0.000000
2	0.134304	0.234857	0.110251
3	-0.007713	-0.040424	0.324310
4	0.017737	-0.074190	0.365567
5	0.013950	-0.054371	0.136760
6	-0.012283	-0.018847	-0.003120
7	-0.016239	0.012583	0.009673
8	-0.006825	0.013686	0.018462
9	0.000323	-0.002047	0.001920
10	0.001225	-0.007072	-0.006086

Response of DLXPIUS:			
Period	DLFERIUK	DLXPIUK	DLXPIUS
1	0.000000	0.000000	1.000000
2	-0.075296	0.074654	0.469899
3	0.002641	-0.092630	0.116963
4	-0.014569	-0.060285	0.029687
5	-0.015909	0.002231	-0.006187
6	-0.006094	0.011850	-0.019622
7	-0.002136	0.003966	-0.017170
8	0.000632	-0.001118	-0.007937
9	0.001436	-0.001580	-0.004602
10	0.000757	-0.000455	-0.004138

図表11：インパルス応答図



図表12：累積インパルス応答図



図表 12 は各インパルス計算の累積計算図で、その上段図では DLFERIUK のインパルスが米国輸出価格 DLXPIUS に強く現れている。中段図では DLXPIUK から DLXPIUS への影響が強い（両変数は無関係なのに以外である）。このインパルス応答関数からは対ドル・ポンドレート DLFERIUK と英国の輸出価格 DLXPIUK から米国の輸出価格 DLXPIUS への影響関係が観察されるが、逆に米国の輸出価格からは為替レートにも英国輸出価格にも影響関係はない。

4. カナダの対ドル・カナダドルレートの因果分析

対ドル・カナダドルレートの分析についても同じ観測期間で行う。為替レートは期平均の対ドル・カナダドルレート指数 FERInc、為替レートは期間平均で指数化（期間平均値は 1.2683 なので $FERInc = FERcn / 1.2683$ ）されている。購買力平価としてはカナダ・米国（これ以降、加米と表示する）の相対的生産者価格指数 PPIcs を用いる。次の図 7 は先の為替レートと同期間である。

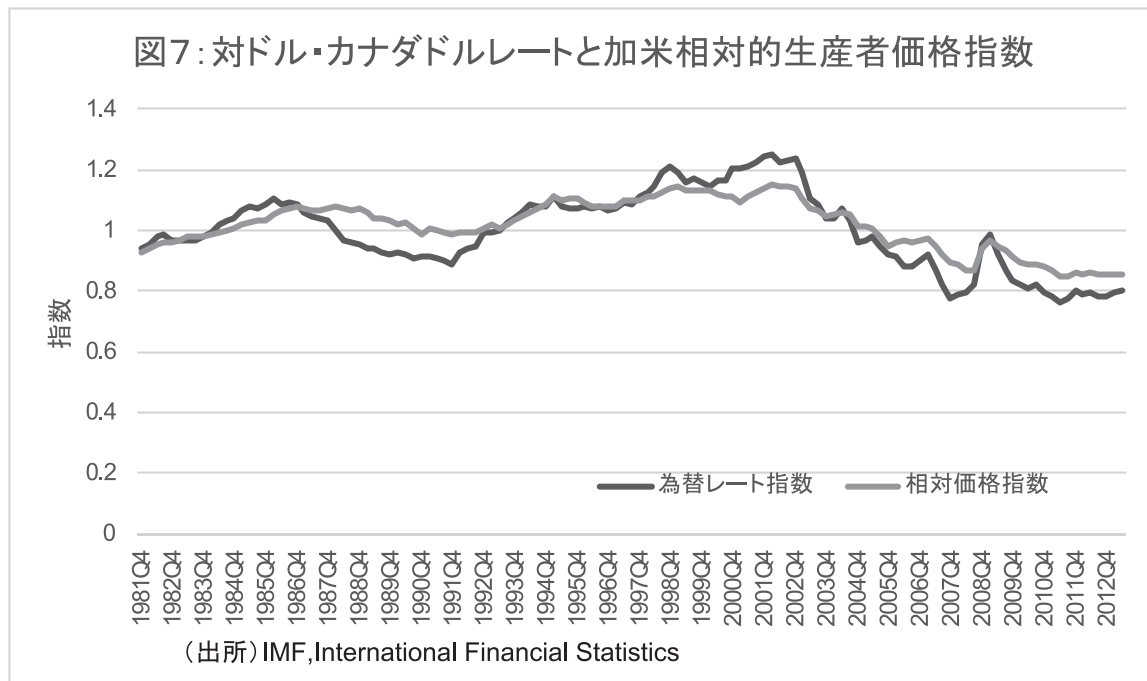


図7でも、対ドル・カナダドルレートと加米相対的生産者価格指数で表した購買力平価と連動している。日本の場合と同様に対数変換をしている。すなわち、 $LFERICN = \log(FERICN)$ 、 $LPPICS = \log(PPIcs)$ である。この2系列は単位根検定を棄却できなかったので1次階差系列、すなわち $DLFERCN = D(LFERICN)$ 、 $DLPPICS = D(LPPICS)$ で因果分析を行った。VAR モデルの最適ラグ次数を AIC で判定するとラグ次数1を選択することになった。実際にラグ次数1の VAR(1) モデルの推定結果をもとにグレンジャーの因果分析を行った結果が図表13である。

図表13: DLFERCN と DLPPICS の因果テスト

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/13/16 Time: 19:33
Sample: 1981Q4 2013Q2
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLPPICS does not Granger Cause DLFERCN	127	2.55437	0.1125
DLFERCN does not Granger Cause DLPPICS		5.69574	0.0185

DLPPICS は有意確率が 0.1125 なので DLFERCN の原因変数とはならない。一方、DLFERCN は有意確率が 0.0185 なので有意水準 5% で DLPPICS の原因変数となる。この結果はカナダドル為替レートから加米の相対的生産者価格へのグレンジャーの意味での一方向的な因果関係を示している。

グレンジャーの因果分析：3変数個別ペア

対ドル・カナダドルレートでは、カナダドル為替レートから加米相対的生産者価格への一方向的な因果関係が示された。次にこの3変数間の因果関係を各2変数間のペアでの分析を行う。カナダの生産者価格指数、米国の生産者価格指数についても対数変換を行う。単位根検定で単位根であることを棄却できなかったので、1次階差を求めた。よって、DLFERCN、DLPPICN、DLPIIUS の3変数 VAR モデルを推計する。最適ラグ次数を赤池情報基準 AIC で判断すると、ラグ次数2が最適次数となる。この結果を踏まえて DLFERCN、DLPPICN、DLPIIUS の3変数 VAR(2) の推定結果からグレンジャーの因果分析を行う。

図表14: カナダドル為替レート、カナダ、そして米国の生産者価格のペア因果分析

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/13/16 Time: 20:12
Sample: 1981Q4 2013Q2
Lags: 2

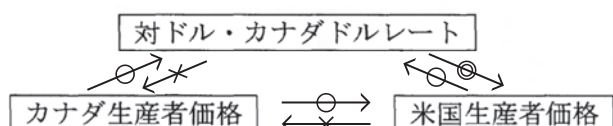
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLPPICN does not Granger Cause DLFERICN	127	3.18595	0.0448
DLFERICN does not Granger Cause DLPPICN		1.55967	0.2144
DLPIIUS does not Granger Cause DLFERICN	127	3.55766	0.0315
DLFERICN does not Granger Cause DLPIIUS		6.38333	0.0023
DLPIIUS does not Granger Cause DLPPICN	127	0.08838	0.9155
DLPPICN does not Granger Cause DLPIIUS		4.45455	0.0136

第1段のカナダの生産者価格 DLPPICN と対ドル・カナダドルレート DLFERICN のペア因果については、DLPPICN は有意確率が 0.0448 なので有意水準 5 % で DLFERICN の原因変数となる。DLFERICN は有意確率が 0.2144 なので DLPPICN の原因変数とならない。よって DLPPICN から DLFERICN へのグレンジャーの意味で一方的因果と判定される。

第2段では、米国の生産者価格 DLPPIUS と対ドル・カナダドルレート DLFERICN の因果である。DLPPIUS は有意確率が 0.0315 なので有意水準 5 % で DLFERICN の原因変数となる。DLFERICN は有意確率が 0.0023 なので有意水準 1 % で DLPPIUS への因果を示す。よってこの 2 変数はグレンジャーの意味でフィードバック（相互依存）関係と判定される。

第3段の米国の生産者価格 DLPPIUS とカナダの生産者価格 DLPPICN については、DLPPIUS から DLPPICN への因果は有意確率が 0.9155 なので認められない。DLPPICN は有意確率が 0.0136 なので有意水準 5 % で DLPPIUS の原因変数と認められる。よってこの 2 変数はグレンジャーの意味で DLPPICN から DLPPIUS への一方的因果関係と判定される。以上のことをまとめると、

図 8：ペアによる因果関係



注意：◎：有意水準 1 % で因果がある、○：有意水準 5 % で因果がある、×：因果が無い、を示す。

対ドル・カナダドルレート、カナダ、そして米国の生産者価格のブロック外生性

次に行うのは 3 変数によるブロック外生性をみる因果関係テストである。ペアの因果分析で用いた 3 変数 VAR(2) モデルの推定結果からの因果分析結果は図表 15 に示されている。

第1段は対ドル・カナダドルレート DLFERICN を従属変数にした DLPPICN、DLPPIUS の 3 変数による分析である。DLPPICN は有意確率が 0.5438 なので DLFERICN の原因変数ではない。DLPPIUS も有意確率が 0.3828 なので DLFERICN

への原因変数ではない。除外変数 All では DLPPICN と DLPPIUS から DLFERICN へは有意確率 0.0816 なので有意水準 5 % で、この 2 変数は DLFERICN への原因変数ではない。この結果、カナダドルレートは外生性が強い変数と判定される。

図表 15：対ドル・カナダドルレート、カナダ、そして米国の生産者価格のブロック外生性テスト

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 05/13/16 Time: 20:00
Sample: 1981Q4 2013Q2
Included observations: 127

Dependent variable: DLFERICN

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLPPICN	1.218403	2	0.5438
DLPPIUS	1.920401	2	0.3828
All	8.288141	4	0.0816

Dependent variable: DLPPICN

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLFERICN	6.241953	2	0.0441
DLPPIUS	3.272966	2	0.1947
All	6.424855	4	0.1696

Dependent variable: DLPPIUS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLFERICN	9.152984	2	0.0103
DLPPICN	5.456101	2	0.0653
All	18.58443	4	0.0009

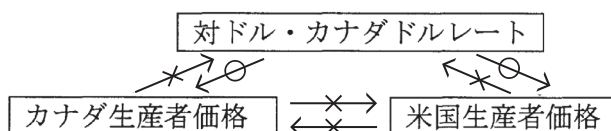
第2段はカナダの生産者価格 DLPPICN を従属変数に DLFERICN、DLPPIUS の 3 変数による分析である。DLFERICN は有意確率が 0.0441 なので、有意水準 5 % で DLPPICN への原因変数となる。DLPPIUS は有意確率が 0.1947 なので、DLPPICN への原因変数ではない。

第3段は米国の生産者価格 DLPPIUS を従属変数にする 3 変数による分析である。DLFERICN は有意確率が 0.0103 なので、有意水準 5 % で DLPPIUS への原因変数となる。DLPPICN は有意確率が 0.0653 なので、DLPPIUS への原因変数と認められない。

このブロック外生性によるグレンジャーの因果分析結果は、図 8 に示されたペアでの因果分析結果とかなり異なっている。異なっている点の第 1 は、ポンド為替レートとカナダ生産者価格である。

ペア因果では、カナダ生産者価格から為替レートへの一方的因果であったが、ブロック外生性テストでは逆で、為替レートから生産者価格への一方的因果であった。第2点目は為替レートと米国生産者価格との因果である。ペア因果で両変数はフィードバック関係（相互関係）であるが、ブロック外生性テストでは為替レートから米国生産者価格への一方的因果であった。3点目はペア因果ではカナダ生産者価格から米国生産者価格への一方的因果があったが、ブロック外生性テストでは互いが無関係であった。以上の因果関係を図に表すと以下の通りである。

図9：ブロック外生性テストによる因果関係



注意：◎：有意水準1%で因果がある、○：有意水準5%で因果がある、×：因果が無い、を示す。

ペア因果とブロック外生性テストの結果についてはブロック外生性テストの方を重視したいと考えている。その理由について3変数それぞれは互いに影響関係があるが、ペア因果では第3の変数を考慮にいれての分析になっていないので、その意味ではブロック外生性テストの方がより正確な分析結果と判断される。ブロック外生性テストでは日本の円レート、英国のポンドレートと同様にカナダドルレートも価格変数に対して外生性が強い結果を示した。

3変数間のインパルス応答関数による分析

この分析結果は図表16、図表17に示されている。図表16の計算は10期間におけるインパルス応答計算である。それを図にまとめたのが図表17である。累積計算図である図表18と合せて効果を判断する。第1段の対ドル・カナダドルレートDLFERICNのインパルスの影響計算では、DLPPICNには2期4期目に、DLPIIUSには2期3期4期目に影響が大きく出ている。ここでは米国の生産者価格への影響が大きく出ている。

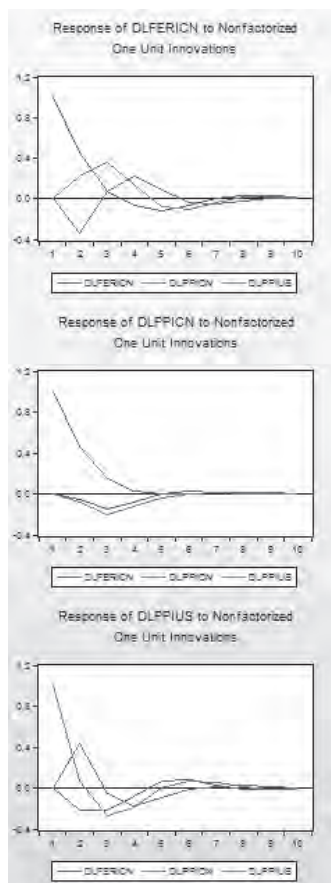
図表16：インパルス応答計算

Response of DLFERICN:			
Period	DLFERICN	DLPPICN	DLPIIUS
1	1.000000	0.000000	0.000000
2	0.449299	-0.338684	0.217023
3	0.074732	0.065448	0.352197
4	-0.064989	0.222727	0.139834
5	-0.116082	0.079140	-0.084759
6	-0.071703	-0.038960	-0.112032
7	0.002362	-0.048654	-0.040333
8	0.033668	-0.019466	0.014043
9	0.022463	0.002900	0.025526
10	0.002442	0.010197	0.013773

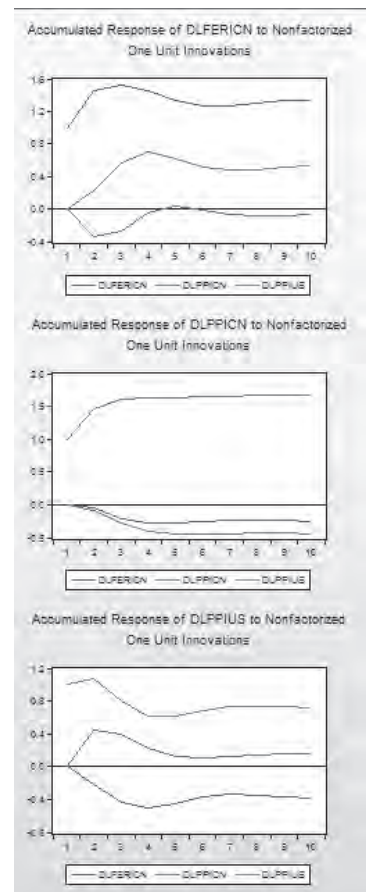
Response of DLPPICN:			
Period	DLFERICN	DLPPICN	DLPIIUS
1	0.000000	1.000000	0.000000
2	-0.049967	0.459572	-0.080833
3	-0.153523	0.147885	-0.205215
4	-0.078374	0.023994	-0.123978
5	0.004227	0.006369	-0.042762
6	0.026070	0.003671	0.001178
7	0.013765	0.009374	0.013648
8	-0.000303	0.012303	0.007916
9	-0.006139	0.007816	-0.001658
10	-0.004992	0.001511	-0.005540

Response of DLPIIUS:			
Period	DLFERICN	DLPPICN	DLPIIUS
1	0.000000	0.000000	1.000000
2	-0.213006	0.438848	0.068269
3	-0.218644	-0.049552	-0.270536
4	-0.078199	-0.170437	-0.186963
5	0.064200	-0.096872	-0.002554
6	0.079407	-0.015434	0.067005
7	0.028257	0.018507	0.051888
8	-0.010910	0.020799	0.014429
9	-0.018585	0.008279	-0.009907
10	-0.009441	-0.003311	-0.013644

図表17：インパルス応答図



図表18：累積インパルス応答図



第2段のカナダの生産者価格 DLPPICN のインパルスの影響計算では、あまりインパクトは他の2変数に与えていない。特に為替レート DLFERICN へは効果が少ない。第3段の米国の生産者価格 DLPPICN のインパルス計算では、為替レートには2期目に影響が現れているが、それほど大きいものではない。

5. おわりに

本稿は、完全変動相場を実現している日本の対ドル円レート、英国の対ドル・ポンドレート、カナダの対ドル・カナダドルレートに対してグレンジャーの因果分析を購買力平価を構成する2国の価格指数と為替レートとの因果の実証分析を行ってきた。まず最初には、すべての為替レートに対して為替レートから相対価格へのグレンジャーの意味での一方的な因果関係を確認した。これは拙著(2015)と同じ結果を示すものである。その意味では EViews による計算結果も TSP を使った結果も同じ結論を示すものとなった。これは両者に深い関係があるならば、すなわち時間的先行遅延関係を反映して価格変動よりも為替レート変動の動きが早い結果を示しているとも言えよう。

次に為替レートから相対価格への因果があるのなら、相対価格を2つに分けた場合、自国価格への影響なのか、それとも米国価格への影響なのかを調べる必要がある。この場合は3変数を対象とした因果分析となるため、ブロック外生性テストによるグレンジャーの因果分析を行った。その結果は、3カ国とも為替レートから自国価格への一方的因果関係となった、と同時に為替レートから米国価格への一方的因果関係ともなった。すなわち為替レートから両方の価格への影響関係を示す結果となった。逆に両価格それぞれから為替レートへの因果は検出されなかった。また自国価格と米国価格との因果関係がないことも明らかになった。互いに無関係なのである。このことはそれぞれの国がそれぞれの為替レート変動をそれぞれの輸出価格もしくは生産者価格に影響を与えている(反映させている)ことを表す結果となった。

参考文献

- ・ 刈屋武昭／翁邦雄 (1987)「経済現象における因果の考え方と検証可能性」一橋大学経済研究所、経済研究、38(2)、1987.4、153-165
- ・ 橋本次郎 (2015)「変動相場制下における購買力平価の実証分析」新潟産業大学経済学部紀要、第45号、2015.6、13-24
- ・ 松浦克己／コリン・マッケンジー (2012)『EViews による計量経済分析[第2版]』東洋経済新報社
- ・ モーリス・オブストフェルド (2002)「為替レートと経済調整：新しい開放マクロ経済学の視点から」日本銀行金融研究所、金融研究、2002.12、49-64
- ・ 藪友良 (2007)「購買力平価 (PPP) パズルの解明：時系列アプローチの視点から」日本銀行金融研究所、金融研究、2007.12、75-105
- ・ 山澤成康 (2004)『実戦 計量経済学入門』日本評論社
- ・ 山本 拓 (1988)『経済の時系列分析』創文社
- ・ 郵政省報告書 (2000)「為替レートの決定メカニズム及び予測の理論に関する調査研究」郵政省、郵政研究所、2000.7
- ・ Goldberg, Pinelopi Koujianou, and Michael M. Knetter (1997), "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?," *Journal of Economic Literature*, 35, 1997, 1243-1272
- ・ Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-Spectral Models," *Econometrica*, 37, 424-38
- ・ Peter Isard (1995), *Exchange Rate Economics*, New York: Cambridge University Press (ピーター・アイザルド著、須藤正幸／高屋定美／秋山 優 訳『為替レートの経済学』東洋経済新報社 2001)
- ・ Rogoff, K. (1996) "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature* 34(2):647-668
- ・ Taylor, A. M., and M P. Taylor (2004) "The Purchasing Power Parity Debate," *Journal of Economic Perspectives* 18(4):135-158

An Empirical Analysis of Purchasing Power Parity under Floating Exchange Rate System, Sequel

Jiro HASHIMOTO

2016年7月

新潟産業大学経済学部紀要 第47号別刷

BULLETIN OF NIIGATA SANGYO UNIVERSITY
FACULTY OF ECONOMICS

No.47 July 2016